



Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bi-polaires ?

Jean-Pierre Allegret, Mohamed Ayadi, Leila Haouaoui Khouni

► To cite this version:

Jean-Pierre Allegret, Mohamed Ayadi, Leila Haouaoui Khouni. Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bi-polaires ?. 2008. halshs-00303718

HAL Id: halshs-00303718

<https://shs.hal.science/halshs-00303718>

Submitted on 22 Jul 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 08-19

Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bi-polaires ?

Jean-Pierre Allégret, Mohamed Ayadi, Leila Haouaoui Khouni

Juillet 2008

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

« Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bi-polaires ? »[°]

Jean-Pierre Allegret (GATE, UMR 5824 CNRS – Université Lyon 2 – ENS LSH)*

Mohamed Ayadi (Institut Supérieur de Gestion, Tunis)♦

Leila Haouaoui Khouni (Institut Supérieur de Gestion, Tunis)•

RESUME

Cet article analyse le choix du régime de change dans les pays émergents et en développement. Par rapport à la littérature existante, il s'en démarque en développant une approche à la fois théorique et empirique. Le modèle s'inscrit dans la littérature caractérisée par la détermination d'un indice d'intervention du taux de change. Les principaux facteurs présidents aux choix du régime de change optimal sont intégrés dans l'analyse, à savoir : le *pass-through*, la volatilité relative des chocs nominaux par rapport aux chocs réels, le biais discrétionnaire, le canal du crédit et l'effet bilan. Le modèle est testé empiriquement sur un échantillon de 43 pays émergents et en développement. Nous déterminons la probabilité d'occurrence d'un régime de change donné en prenant en compte les déterminants de notre modèle théorique. Nos résultats suggèrent que les régimes intermédiaires demeurent bien adaptés aux pays émergents et en développement.

ABSTRACT

This paper studies the choice of the exchange rate regime in emerging and developing countries. The literature on exchange rate regimes is often based either on theoretical models or on empirical analysis. Our paper presents a different perspective by developing a theoretical model which is tested empirically. We consider the main determinants of the exchange rate regime: the pass-through, the relative volatility of nominal and real shocks, the discretionary bias, the credit channel and the balance-sheet effect. The model is tested with a logit multinomial approach on a sample of 43 emerging and developing countries. We determine the probability of occurrence of a given exchange rate regime in taking into account the preceding determinants identified with the theoretical model. Overall, our results suggest that intermediate regimes are the regimes the best adapted to developing and emerging countries.

Mots-clés : Régimes de change ; Pays émergents ; Pays en développement ; Modèle logit multinomial

Key-words: Exchange rate regimes; Emerging countries; Developing countries; Logit multinomial model

Code JEL : F33 ; F41

[°]. Une première version de ce texte a été présentée au 54^{ème} Congrès de l'Association Française de Science Economique (Paris, septembre 2005). Nous remercions A. Cartapanis, D. Plihon, H. Sterdyniak, F. Legros, B. Talbi et C. Mamoghli.

• khouni.leila@neuf.fr * allegret@gate.cnrs.fr, ♦ ayadimed2001@yahoo.fr.

INTRODUCTION

De la succession de crises de change qui ont frappé les marchés émergents s'est dégagée le consensus selon lequel les régimes de change intermédiaires ne pouvaient constituer une politique crédible. Les solutions de coins – ancrage dur et flottement libre – seraient les seules solutions soutenables¹.

La pertinence de ce nouveau consensus a fait l'objet d'intenses débats. Sur le plan empirique, de nombreuses études ont montré la persistance des régimes intermédiaires même après les crises de change (Levy-Yeyati et Sturzenegger [2005] ; Bénassy-Quéré et Coeuré [2000] ; Masson [2001]). Calvo et Reinhart [2001 et 2002] ont quant à eux identifié une « peur du flottement » (*fear of floating*) liée au fait que les dépréciations n'ont pas les mêmes effets dans les marchés émergents que dans les pays développés. Frankel [1999 et 2004] a contesté les fondements théoriques de ce consensus soulignant d'une part, qu'il ignore le fait qu'il existe un large spectre dans le choix possible du degré de rigidité/flexibilité du taux de change et, d'autre part, que compte tenu de la variété des chocs qui affectent les économies, et compte tenu de leur évolution au cours du temps, il n'existe pas *a priori* de régime de change qui soit optimal en tout point du temps. Les autorités doivent dès lors arbitrer entre les avantages et les coûts de la rigidité et de la flexibilité².

Les pays émergents sont confrontés, non pas au choix d'une des deux solutions de coins, mais plutôt au choix du degré de rigidité – ou de flottement – du taux de change. La suite de cet article approfondit cette question. L'objectif est de s'interroger sur le degré de flexibilité optimale du taux de change nominal en identifiant certains déterminants clefs du choix du régime de change. Si la littérature empirique sur la question est très importante, elle ne permet cependant pas d'aboutir à des conclusions robustes. Les résultats empiriques dépendent du choix de l'échantillon des pays, de la période d'étude, de la méthode d'évaluation et de la classification des différents régimes de taux de change³.

Afin d'essayer d'améliorer la robustesse des travaux consacrés au choix du régime de change, ce travail propose une démarche différente. Un modèle théorique fondé sur la détermination d'un indice d'intervention du taux de change est d'abord développé⁴. Les régimes de taux de change fixe et totalement flexible apparaissent alors comme des cas particuliers (Frenkel et Aizenman [1982]). Prenant appui sur Aizenman et Hausmann [2001], le modèle introduit de nouvelles variables telles que

¹ Voir notamment Summers [2000]. Les études empiriques montrent que les régimes d'ancrage intermédiaires sont davantage sujets aux crises que les régimes extrêmes. Voir notamment Klein et Marion [1997] ainsi que Bubula et Ötger-Robe [2003] ; Rogoff et al [2004].

² Pour une analyse de la littérature sur cette question, Rogoff et al [2004], Allegret [2005].

³ Les principaux déterminants des régimes de change sont fondés sur cinq approches principales : les zones monétaires optimales, la nature des chocs, la crédibilité des autorités, la trilogie impossible et l'effet de bilan lié aux engagements en devises des agents publics et privés. Levy-Yeyati, Sturzenegger et Reggio [2006] trouvent pour un échantillon de 183 pays sur la période 1974-1999 que les approches en termes de ZMO, de trilogie impossible et d'effets de bilan sont particulièrement pertinentes pour expliquer le choix des régimes de change. Von Hagen et Zhou [2004] montrent que les critères des ZMO sont pertinents pour un échantillon de plus de 100 pays en développement, pays émergents et pays en transition. Pour une revue de la littérature, voir entre autres von Hagen et Zhou [2004] ainsi que Rogoff et al [2004].

⁴ Pour une analyse de la littérature sur cette question voir Haouaoui-Khouni [2005].

la réactivité des prix aux variations du taux de change et le financement de l'activité par la dette à la fois en monnaie domestique et en devises afin d'analyser les déterminants particulièrement significatifs du choix d'un régime de change pour les pays émergents. Les modèles fondés sur les indices d'intervention ont peu fait l'objet de validation empirique. Les auteurs ont ainsi, à la manière de Frenkel et Aizenman [1982], plutôt procédé à des simulations. Ce travail essaie de dépasser cette limite en proposant un test empirique permettant d'évaluer la pertinence du modèle théorique sous-jacent. Afin de tenir compte des changements structurels, l'hétérogénéité inter-pays et l'hétérogénéité inter-temporelle seront introduites. D'une manière générale, les résultats obtenus confortent les régimes de change intermédiaires comme régimes les mieux adaptés aux pays en développement et émergents.

La suite de ce travail est structurée de la manière suivante. La section 2 présente le modèle théorique fondé sur une extension du modèle de Aizenman et Hausmann [2001]. La section 3 teste sur un échantillon de 43 pays émergents et en développement la pertinence empirique du modèle proposé. La section 4 conclue.

2. LA FLEXIBILITE OPTIMALE DU TAUX DE CHANGE : UNE DETERMINATION ANALYTIQUE

Après avoir présenté le modèle de base qui permet d'identifier un certain nombre de prédictions théoriques à tester empiriquement, le modèle est élargi en introduisant un nouveau facteur de production sous la forme d'un capital quasi fixe. Ce facteur de production peut être financé soit en monnaie domestique, soit en devises conduisant à souligner les influences respectives de la dette domestique (*via* un effet taux d'intérêt) et de la dette en devises (*via* un effet bilan) dans le choix du régime de change.

2.1 Le modèle de base

Le modèle adopté comporte deux périodes notées 1 et 2 respectivement. La production de la deuxième période est déterminée par une courbe de Phillips augmentée des anticipations. Plus précisément, les producteurs maximisent leurs profits anticipés dans une économie où l'emploi de la deuxième période est déterminé par des contrats nominaux avec prédétermination des salaires à la fin de la première période.

L'information concernant les chocs réels et nominaux de la deuxième période est incomplète (Aizenman et Frenkel [1985]). Les autorités déterminent le degré optimal de flexibilité du taux de change en vue de minimiser la perte provenant d'une situation sous optimale en matière d'emploi, de production et d'inflation en présence d'un biais discrétionnaire à la Barro - Gordon. Dans la lignée des travaux de Frenkel et Aizenman [1982], et Aizenman et Frenkel [1985], la flexibilité optimale du taux de change est caractérisée par un indice d'intervention du taux de change (γ^*) dans lequel la flexibilité pure et la rigidité totale constituent les deux cas particuliers.

2.1.1 Equilibre sur le marché des biens et Service et le marché de l'emploi

Nous partons d'une fonction de production du type Cobb-Douglas et d'une fonction d'offre de travail.

$$\text{Log} Y_2 = \beta \log L_2 + \mu_2 \text{ avec } 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

$$\log L_2^S = \log A + \varepsilon \log(W_2 / P_2) \text{ avec } \varepsilon > 0 \quad (2)$$

avec Y_2 , la production, L_2 , le niveau de l'emploi, W_2 , le taux de salaire nominal, P_2 , le niveau général des prix et μ_2 le choc réel de productivité en t_2 qui suit une loi normale de moyenne égale à zéro.

L'équation (2) exprime la relation positive entre l'offre de travail (L^S) et le taux de salaire réel (W/P), ainsi ε s'interprète comme l'élasticité d'offre de travail par rapport au taux de salaire réel.

La demande de travail par les entreprises repose sur leur comportement de maximisation de leur profit. Ainsi, à l'équilibre, la productivité marginale du travail est égale au taux de salaire réel (W/P).

Le niveau de production d'équilibre de long terme qui repose sur l'hypothèse que tous les chocs sont nuls est donné par :

$$\log Y_{2,0} = \bar{\beta} [\log \beta - \text{Log} W_{2,0} + \log P_{2,0}], \text{ avec } \bar{\beta} = \frac{1}{1-\beta} \quad (3)$$

$$\log L_2 = \log L_{2,0} + \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] ; \text{ avec } p_2 = \log P_2 - E_1 \log P_2 \quad (3')$$

avec $\bar{\beta}$, l'élasticité de la demande de travail, $P_{2,0}$, le niveau général des prix et $W_{2,0}$, le taux de salaire nominal, tous deux exprimés en l'absence de choc.

L'écart entre le niveau de production courant en période 2 et le niveau d'équilibre de cette période est donné par :

$$y_2 = \log Y_2 - \log Y_{2,0} = \bar{\beta} \bar{\beta} [(\log P_2 - \log P_{2,0}) - (\log W_2 - \log W_{2,0}) + E_2(\mu)] + \mu_2 \quad (4)$$

Les négociations salariales sont telles que les salaires nominaux sont indexés. L'indexation est telle qu'à la deuxième période, les salaires seront fonction des taux de salaires d'équilibre de long terme résultant de l'absence de tous les chocs et de la déviation des prix anticipés par rapport aux prix d'équilibre.

La forme réduite de la seconde période en matière de production et d'emploi devient :

$$y_2 = \bar{\beta} \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] + \mu_2 \quad (5)$$

$$l_2 = \log(L_2) - \log(L_{2,0}) \cong \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] \quad (5')$$

Selon l'équation (5), la fonction d'offre agrégée dépend du prix et des chocs de productivité anticipés ($E_2(\mu)$) et réalisés (μ). L'équation (5') montre que le niveau d'emploi en période 2 dépend à la fois du niveau des prix et de l'espérance de choc de productivité.

Le modèle suppose que la parité des pouvoirs d'achat est validée. Les prix domestiques sont fonction de la variation passée des taux de change. Ainsi, pour tout t il apparaît que :

$$P_t = P_{t-1} [1 + \theta (\frac{S_{t-1} - S_{t-2}}{S_{t-2}})]^5 \quad (6)$$

avec S_t le taux de change nominal en t (le prix de la monnaie étrangère en termes de monnaie domestique) et θ l'effet de la variation des taux de change sur les prix soit le *pass-through* (Ball [1998]).

L'équation (6) montre la réactivité des prix aux variations du taux de change. Ainsi, le niveau des prix peut s'écrire de la manière suivante :

$$p_t = \log P_t - \log P_{t-1} = \log[1 + \theta s_{t-1}] \cong \theta s_{t-1}^6$$

Le niveau des prix de la période 2 est fonction du taux de change de la première période multiplié par le coefficient de *pass-through* θ , soit:

$$p_2 = \theta s_1 \quad (7)$$

Plus la réactivité des prix au taux de change nominal est élevée plus l'inflation tend elle-même à augmenter à la suite d'une dépréciation de la monnaie domestique. Autrement dit, le coût de la flexibilité du taux de change en terme d'instabilité des prix est plus important dans les pays où le *pass-through* est plus élevé.

2.1.2 Equilibre sur le marché de la monnaie

L'équilibre sur le marché de la monnaie est donné par :

$$\delta_2 + m_2 = \log Y_2 + \log P_2 \quad ; \quad m_2 = m_{2,0} - \gamma s_2 \quad ; \quad s_2 = \log S_2 - E_1 \log S_2 \quad (8)$$

avec m_2 l'offre de monnaie contrôlée par la banque centrale et δ_2 le choc nominal qui suit une loi normale de moyenne égale à zéro. Il s'agit d'un choc de liquidité⁷ exprimé par la différence entre la demande de monnaie ($\log Y_2 + \log P_2$) et l'offre de monnaie de la banque centrale (m_2).

Le coefficient γ approxime le degré de fixité adopté par la banque centrale, qui opte pour un régime de flottement géré dans lequel les valeurs de γ et de $m_{2,0}$ sont prédéterminées par les autorités monétaires à la fin de la période 1. Ainsi, un régime de flottement pur correspond à $\gamma = 0$ c'est-à-dire qu'il n'y a aucune intervention, et un régime de taux de change fixe correspond à $\gamma \rightarrow \infty$. Les autorités interviennent par la variation de la masse monétaire.

Le taux de change indique la valeur de $(\mu - \delta)$ ⁸ exprimant le différentiel des chocs qui frappe l'économie et non chacun d'eux pris séparément, soit :

$$E_2(\mu) = (\mu - \delta)\psi \quad (9)$$

⁵ Nous empruntons cette expression à Hausmann et alii [1999] pour formaliser la question du *pass-through*.

⁶ Sachant que pour $x \cong 1$, $\log(1+x) \cong x$.

⁷ Frenkel et Aizenmann [1982].

⁸ L'équilibre sur le marché de la monnaie implique $\delta_2 - \gamma s_2 = y_2 + \theta s_2$, en utilisant les relations (5) et (11), l'égalité suivante est obtenue : $s_2(\bar{\beta}\theta + \gamma) = \delta - \bar{\beta}\bar{\beta}E_2(\mu) - \mu$. Ainsi le taux de change est une fonction linéaire de $(\delta - \mu)$ indiquant la valeur de $(\mu - \delta)$.

Les chocs étant indépendants et supposant que $\overline{E(\mu)} = 0$ et $\overline{(\mu - \delta)} = 0$, la valeur du coefficient de régression de l'équation (9) ψ est donnée par :

$$\psi = \frac{\text{Cov}(\mu, (\mu - \delta))}{V(\mu - \delta)} = \frac{V(\mu)}{V(\mu) + V(\delta)}$$

2.1.3. La politique optimale de change

La détermination de la politique optimale du taux de change repose sur l'identification des objectifs du gouvernement. Ceux-ci sont représentés par l'intermédiaire d'une fonction de perte à la Barro-Gordon:

$$H = E_1(\omega[\log P_2 - \log P_1]^2 + k[\log \bar{L}_2 - \log L_2]^2) ; \text{ avec } k \geq 1 \text{ et } \omega \geq 0 \quad (10)$$

où ω mesure le poids accordé à l'inflation dans la fonction de perte des autorités et \bar{L}_2 représente le plein emploi qui s'exprime par :

$$\log \bar{L}_2 = \log L_{2,0} + \bar{\beta} \tau E_2(\mu) ; \quad 0 \leq \tau \leq 1 \quad (11)$$

$$\text{avec } \tau = \frac{\varepsilon}{\varepsilon + \bar{\beta}}$$

En utilisant les relations (3'), (7), (9) et (11), la fonction de perte s'écrit :

$$H = E_1(\omega[\log P_2 - \log P_1]^2 + [(k-1) \log L_{2,0} - \bar{\beta}(1-k\tau)\psi(\mu - \delta) - \bar{\beta}(\log P_2 - E_1 \log P_2)]^2) \quad (10')$$

Dans (10'), $(k-1)$ reflète l'écart entre le taux naturel et le taux désiré de l'emploi ; $k=1$, correspond à l'absence de biais discrétionnaire. Les solutions de (10') étant solutions de (10), l'ajustement du marché du travail passe par le contrôle de l'inflation. Toute politique inflationniste visant à augmenter le niveau de l'emploi est donc inefficace à long terme (en période 2).

A la fin de la première période, les autorités monétaires décident de la politique de la période 2, c'est-à-dire déterminent $m_{2,0}$ et γ à un niveau qui minimise la fonction de perte. Les autorités choisissent un régime de taux de change allant du rattachement rigide au flottement pur. Ceci revient à résoudre le problème de minimisation de H par rapport à $\log P_2$. La solution est⁹ :

$$\log P_2 = \log P_1 + \frac{\bar{\beta}(k-1)}{\omega} \log L_{2,0} - \Theta \psi(\mu - \delta) \text{ avec } \Theta = \frac{\bar{\beta}^2(1-k\tau)}{\omega + \bar{\beta}^2} \quad (12)$$

⁹ Les producteurs font des anticipations rationnelles telles qu'ils anticipent le comportement d'optimisation de la banque centrale de sorte que : $E(\frac{\delta H}{\delta \log P_2}) = 0$

$E_1\{\omega(\log P_2 - \log P_1) - \bar{\beta}[(k-1) \log L_{2,0} - \bar{\beta}(1-k\tau)\psi(\mu - \delta) - \bar{\beta}(\log P_2 - E_1 \log P_2)]\} = 0$ de sorte que $E_1 \log P_2 = \log P_1 + \frac{\bar{\beta}}{\omega}(k-1) \log L_{2,0}$. En remplaçant cette expression dans la condition de premier ordre, l'équation (12) est obtenue.

L'erreur d'anticipation ($p_2 = \log P_2 - E_1 \log P_2$) pour la période 2 et l'inflation anticipée ($\bar{p} = E_1 \log P_2 - \log P_1$) peuvent être exprimées à partir de la période 1 pour la période 2 en considérant que l'écart effectif ($\log P_2 - \log P_1$) est égal à la somme des deux composantes :

$$\bar{p} = \frac{\bar{\beta}(k-1)}{\omega} \log L_{2,0} \text{ et } p_2 = -\Theta \psi(\mu - \delta) \quad (12')$$

L'équation (12') suppose implicitement la présence d'un biais inflationniste proportionnel à $\frac{k-1}{\omega}$.

En utilisant la relation (7) et en supposant que $\bar{p} = \theta \bar{s}$, le taux de change de la période 2 s'écrit :

$$s_2 = -\frac{\Theta \psi(\mu - \delta)}{\theta} \quad (12'')$$

Sachant que $E(\mu) = \psi(\mu - \delta)$, puis en égalisant (12') et (12''), la politique du taux de change optimal γ^* s'écrit :

$$\gamma^* = \left[\frac{\left(\bar{\beta} + \frac{V_\delta}{V_\mu} \right) \left(\frac{\omega}{\bar{\beta}^2} + 1 \right)}{(1 - \tau k)} - \bar{\beta} \right] \theta \quad (13)$$

Les variables β, τ et k sont telles que $\beta < 1$; $\tau > 0$ et $k < 1/\tau$. Pour k , cela implique que le biais discrétionnaire et l'élasticité d'offre de travail ne doivent pas être très importants¹⁰.

De l'équation (13), on peut déduire que la stabilité du taux de change est d'autant plus préférée que :

- l'impact de la variation du taux de change sur les prix est important, nous attendons une corrélation positive entre ce paramètre et un taux de change fixe ou fortement géré ;
- la volatilité des chocs nominaux relativement aux chocs réels est grande ;
- la perte associée à l'inflation est importante ;
- le biais discrétionnaire mesuré par k est élevé (fonction disciplinante des changes fixes).

L'équation (13) suggère aussi que les régimes extrêmes – le flottement pur ($\gamma^* = 0$) et la fixité totale ($\gamma^* \rightarrow \infty$) – répondent à des conditions très restrictives et finalement peu réalistes pour les pays émergents et en développement.

C'est notamment le cas si l'on considère les conditions sur les chocs réels et nominaux. La flexibilité pure suppose l'absence totale de volatilité des chocs nominaux (V_δ tend vers zéro) alors que la fixité totale repose sur l'absence de volatilité des chocs réels (V_μ tend vers zéro).

¹⁰ Comme le soulignent Aizenman et Hausmann [2001], cette hypothèse est plausible pour des valeurs raisonnables des paramètres. Si l'élasticité de l'offre de travail $\varepsilon = 1$ et $\beta = 2/3$ ce qui est équivalent à $k < 4$.

2.2 Flexibilité du taux de change et imperfection du marché du capital

Un nouveau facteur est introduit dans la fonction de production sous la forme d'un capital quasi fixe noté Z_t . La nouvelle fonction de production s'écrit alors :

$$\log Y_2 = \beta \log L_2 + \phi \log Z_2 + \mu_2 ; \text{ avec } \beta + \phi < 1$$

L'acquisition du capital quasi fixe précède l'embauche et la production. Par rapport au modèle de Aizenman et Hausmann [2001], une nouvelle hypothèse portant sur les sources de financement du facteur capital quasi fixe est introduite. Ce facteur de production peut être financé par une composante domestique et une composante étrangère, telle que $\phi_1 = \alpha\phi$ et $\phi_2 = (1-\alpha)\phi$. Lorsque $\alpha=1$, le capital est totalement financé en monnaie domestique. Lorsque $\alpha=0$ tout le capital est financé en devises.

La composante domestique (Z_d) est financée par le crédit bancaire au prix $P_{Zd,1}$. Ainsi, le coût réel de cette composante est $P_{Zd,1}(1+r)$, avec r le taux d'intérêt réel domestique.

La composante complémentaire (Z_w) peut être financée en devises. Son coût réel sera $P_{Zw,1}(1+r^*)s_2/s_1$; r^* étant le taux d'intérêt réel étranger.

La nouvelle écriture de la fonction de production est la suivante :

$$\log Y_2 = \beta \log L_2 + \phi_1 \log Z_{d,2} + \phi_2 \log Z_{w,2} + \mu_2 ; \text{ avec } \beta + \phi_1 + \phi_2 < 1 \quad (1')$$

La demande des facteurs de production par les entrepreneurs respecte les conditions de maximisation du profit. Le coût réel de chacune des composantes du facteur quasi fixe est ainsi égal à la valeur anticipée de sa productivité marginale.

2.2.1. Production et régime de change : $0 < \alpha \leq 1$

Il s'agit de considérer le cas où le capital quasi fixe peut être financé soit en monnaie domestique, soit en devises, mais d'éviter le cas extrême d'un financement en devises uniquement ($\alpha \neq 0$). Le niveau de production aléatoire correspondant à l'utilisation de la composante Z_d du facteur quasi fixe tout en respectant la condition de maximisation du profit s'écrit :

$$\begin{aligned} \log Y_2 &= \beta \left(1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}\right) \log L_2 + \phi_2 \left(1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}\right) \log Z_w + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log \phi_1 \\ &\quad - \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log[P_{Zd,1}(1+r)] + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \mu + \mu \\ &= \beta \kappa_1 \log L_2 + \phi_2 \kappa_1 \log Z_{w,2} + a_1 - \frac{\phi_1}{1 + \phi_1} \log[P_{Zd,1}(1+r)] + \frac{\phi_1}{1 + \phi_1} \mu_2 + \mu_2 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\text{où } \kappa_1 = \left(1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}\right) \text{ et } a_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log \phi_1$$

Le niveau de production en absence de tous les chocs est égal à :

$$\log Y_{2,0} = \beta \kappa_1 \log L_{2,0} + \phi_2 \kappa_1 \log Z_{w,0} + a_1 - \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log[P_{Zd,1}(1+r)] \quad (15)$$

et

$$\frac{\delta \log Y_{2.0}}{\delta r} = \frac{-\phi_1}{1-\phi_1} \frac{P_{Zd.1}}{P_{Zd.1}(1+r)} \text{ soit } \frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = -\frac{\phi_1}{(1-\phi_1)(1+r)} < 0 \quad (16)$$

La relation (16) montre que la politique qui consiste à réduire le taux d'intérêt permet d'accroître la production anticipée proportionnellement au crédit utilisé (ϕ_1) pour financer le capital.

En rappelant que $\phi_1 = \alpha\phi$, la relation entre le niveau de production en période 2 et le taux d'intérêt réel

$$\text{s'écrit : } \frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = -\frac{\alpha\phi}{(1-\alpha\phi)(1+r)} < 0^{11}.$$

Cela revient à considérer que l'élasticité d'offre de production par rapport au taux d'intérêt réel est

$$\text{égale à : } -\frac{\alpha\phi}{1-\alpha\phi}.$$

Etant donné l'importance du financement par le crédit pour les pays émergents et en développement, il est utile d'introduire cette relation entre le taux d'intérêt et la production dans une nouvelle fonction de perte pour faire apparaître ces considérations. Cette nouvelle fonction de perte montre l'effet du taux d'intérêt et celui du choix du régime de change sur la production, soit :

$$E(\log Y_2) - E\{\omega[(p_2 - p_1)^2] + [\log L_2 - k \log \tilde{L}_2]^2\} \quad (17)$$

(17) traduit le fait que le gouvernement fixe sa politique monétaire en vue de maximiser la production anticipée ajustée à la baisse par le coût de l'inflation et l'écart entre l'emploi effectif et l'emploi désiré.

La nouvelle fonction de perte s'écrit :

$$\tilde{H} = H - E(\log Y_2) \quad (10')$$

Si on fait abstraction du financement par crédit, la fonction de perte initiale H donnée par (10) est retrouvée.

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) sera la solution de $\frac{d\tilde{H}}{d\gamma} = 0$. Or,

$$\begin{aligned} 0 = \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} &= \frac{dH}{d\gamma} - \frac{dE(\log Y_2)}{d\gamma} = \frac{dH}{d\gamma} - \left[\frac{d \log Y_2}{dr} \frac{dr}{d\gamma} \right]_{12} \\ &= \frac{dH}{d\gamma} + \frac{\phi_1}{1-\phi_1} \frac{Y_{2.0}}{(1+r)} \frac{dr}{d\gamma} \end{aligned} \quad (18)$$

En rappelant que γ^* est la solution de la première fonction de perte, soit $dH/d\gamma=0$, alors pour $\gamma=\gamma^*$, la relation suivante apparaît :

¹¹ Cette relation peut aussi s'écrire comme suit : $\frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = \left(1 - \frac{1}{1-\alpha\phi}\right) \frac{Y_{2.0}}{1+r}$. Il en résulte que si α augmente

alors $\alpha\phi$ augmente et $(1/1-\alpha\phi)$ augmente.

¹² $E \log Y_2$ est remplacé par $\log Y_{2.0}$ qui correspond au niveau de $\log Y_2$ de long terme.

$$\left. \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = \frac{\phi_1}{(1-\phi_1)} \frac{Y_{2,0}(r)}{(1+r)} \frac{dr}{d\gamma} \Big|_{\gamma=\gamma^*} < 0^{13} \quad (19)$$

La réduction de la flexibilité augmente le bien-être en raison de l'effet favorable du taux d'intérêt sur la production. Si on note $\tilde{\gamma}^*$ le régime de change optimal en présence d'un besoin de financement du capital on constate par rapport au modèle de base que $\tilde{\gamma}^* > \gamma^*$.

Pour comprendre le mécanisme sous-jacent, il convient de rappeler que le taux de change agit aussi bien sur les prix des biens et des salaires que sur les prix des actifs financiers. Dans le cas où le régime de change est flexible, tout choc (positif ou négatif) des termes de l'échange se transmet au taux de change. Les agents économiques qui détiennent leur épargne sous forme d'actifs domestiques seront doublement lésés par la détérioration des termes de l'échange. Ils verront leurs revenus diminuer en raison de la baisse des prix à l'exportation, en plus, la dépréciation du taux de change réduira la valeur réelle de leurs actifs en monnaie domestique. Ainsi, en raison du risque plus élevé, la détention d'actifs financiers en monnaie domestique se fera à un taux d'intérêt réel plus élevé. En conséquence, un effet attendu est que les régimes de change fixes aient des marchés financiers profonds et des taux d'intérêt réels faibles.

La flexibilité augmente le taux d'intérêt réel ($dr/d\gamma < 0$). Dans les économies où les producteurs comptent sur le système bancaire pour financer leur besoin en capital, une baisse dans la flexibilité du taux de change (γ^* élevée) offre plus de gains. Ce gain est proportionnel à l'importance du besoin en capital. Ainsi, plus de fixité offrirait plus de gains aux pays émergents et en développement qu'aux pays développés.

2.2.2. Le cas où le facteur quasi fixe est financé en devises ($0 \leq \alpha < 1$)

Il s'agit d'exclure le cas où $\alpha = 1$ c'est-à-dire l'éventualité d'un financement exclusif en monnaie domestique. Le niveau de production aléatoire correspondant à l'utilisation de la composante Z_w du facteur quasi fixe tout en respectant la condition de maximisation du profit.

$$\log Y_2 = \beta \kappa_2 \log L_2 + a_2 + \phi_1 \kappa_2 \log Z_{d,2} - \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log \left(P_{Zw,1} (1+r^*) \frac{s_2}{s_1} \right) + v_2 \quad (20)$$

Avec $\kappa_2 = (1 + \frac{\phi_2}{1-\phi_2})$; $a_2 = \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log \phi_2$ et $v_2 = \mu_2 (1 + \frac{\phi_2}{1-\phi_2})$

La forme déterministe s'obtient en supposant tous les chocs nuls :

$$\log Y_{2,0} = \beta \kappa_2 \log L_{2,0} + \phi_1 \kappa_2 \log Z_{d,2} - \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log P_{Zw,1} (1+r^*) - \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log \frac{s_2}{s_1} + a_2 \quad (21)$$

¹³ Aizenman et Hausmann [2001] démontrent que $dr/d\gamma < 0$. Autrement dit, la flexibilité augmente le taux d'intérêt réel. Le risque associé à l'emprunt est en effet plus élevé en cas de flexibilité.

$$\frac{d \log Y_{2.0}}{ds} = -\frac{\phi_2}{1-\phi_2} \text{ soit } \frac{dY_{2.0}}{ds} = -\frac{\phi_2}{1-\phi_2} Y_{2.0} < 0 \quad (22)$$

La dépréciation du taux de change s (s_2/s_1) exerce un effet négatif sur la production. En effet, une dépréciation de la monnaie domestique entraîne un alourdissement du poids de la dette extérieure libellée en devise. Il en résulte une baisse des profits qui réduit la richesse nette des entreprises. Cette réduction entraîne à son tour une baisse de l'investissement et donc de la production.

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) sera la solution de $\frac{d\tilde{H}}{d\gamma} = 0$. En suivant le même

raisonnement que précédemment, la nouvelle fonction de perte par rapport à γ et s est dérivée :

$$\begin{aligned} 0 = \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} &= \frac{dH}{d\gamma} - \frac{dE(\log Y_2)}{d\gamma} = \frac{dH}{d\gamma} - \left[\frac{d \log Y_2}{ds} \frac{ds}{d\gamma} \right] \\ &= \frac{dH}{d\gamma} + \frac{\phi_2}{1-\phi_2} Y_{2.0} \frac{ds}{d\gamma} \end{aligned} \quad (23)$$

$$\left. \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = -\frac{\delta \log Y_{2.0}}{\delta s} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{(1-\alpha)\phi}{1-(1-\alpha)\phi} \frac{\delta s}{\delta \gamma} < 0 \quad (24)$$

La réduction de la flexibilité augmente le bien être en raison de l'effet favorable de la stabilité du taux de change sur la production. *A contrario*, une augmentation de la flexibilité se traduit par une augmentation de la dépréciation du taux de change qui entraîne un alourdissement du poids de la dette. L'effet bilan apparaît à travers l'impact de la variabilité du taux de change sur la dette en devise. La relation (24) décrit un effet de bilan négatif qui est d'autant plus important que le poids de la dette en devise (α faible) dans la dette totale est élevé.

Du modèle précédent découlent trois implications que l'on peut tester :

- 1- Le degré optimal de flexibilité du taux de change tend à baisser lorsque :
 - l'impact de la variation du taux de change sur les prix domestiques est élevé (peur du flottement) ;
 - les chocs nominaux relativement aux chocs réels sont élevés. Le choix du régime de change par rapport aux chocs se fait en terme de volatilité relative et non en terme absolu. Il ressort du modèle que le pays qui se trouve confronté à des chocs de liquidité relativement plus importants que les chocs réels a tendance à opter pour plus de fixité qu'un pays qui fait davantage face à des chocs de demande domestique ;
 - la perte associée à l'inflation est élevée. Plus les autorités accordent de l'importance au problème de l'inflation (ω élevé) plus elles auront tendance à opter pour une fixité du taux de change ;

2- Dans les économies où les producteurs comptent sur le crédit pour financer leur besoin en capital, une baisse dans la flexibilité du taux de change (γ^* élevée) offre plus de gains. Ce gain est proportionnel à l'importance du besoin en capital.

3- Un régime de change fixe permet de réduire l'effet bilan.

3. UN MODELE EMPIRIQUE DU CHOIX D'UN REGIME DE CHANGE

L'analyse empirique du choix d'un régime de change peut se faire de deux manières différentes. La première consiste à estimer les paramètres de γ^* pour chaque pays ou chaque groupe de pays et à calculer sa valeur à partir de ces estimations. Frenkel et Aizenmann [1982] se donnent ainsi des valeurs *ad hoc* afin de démontrer la pertinence de leur modèle. De même, Allegret, Ayadi et Haouaoui [2007] utilisent des estimateurs des fonctions de production et de demande de monnaie afin d'évaluer certains paramètres et fixent d'une manière *ad hoc* d'autres variables explicatives de γ^* . L'utilisation de paramètres estimés introduit un certain degré d'imprécision dans la mesure de γ^* . Dans la deuxième approche, il s'agit d'estimer des modèles de choix discret (Logit multinomial) pour déterminer la probabilité d'occurrence d'un régime de change donné (Bénassy-Quéré et Cœuré [2002], Levy-Yeyati, Sturzenegger et Reggio [2005]). La variable endogène y_i prend alors deux ou plusieurs valeurs distinctes. Les variables explicatives correspondent aux arguments de γ^* .

Dans ce travail, l'objectif est d'expliquer dans quelle mesure la réactivité des prix aux variations du taux de change, les chocs auxquels se trouve confrontée l'économie, ainsi que le biais discrétionnaire, expliquent la probabilité du choix d'un régime de change par un pays donné et dans quelle mesure ces facteurs potentiels poussent les pays en développement à opter pour les solutions de coins plutôt que pour un régime intermédiaire.

La majorité des études empiriques utilise un modèle binomial excluant la possibilité de mettre en avant les facteurs qui aideraient aux choix intermédiaires. Une estimation d'un modèle logit multinomial non ordonné a été choisie ici. Elle offre le même statut aux trois catégories de régimes de change retenus. Les variables explicatives sont l'ensemble des paramètres (argument de γ^* et $\tilde{\gamma}^*$) du modèle précédent. Ainsi, les conclusions théoriques sont le soubassement à la validation des résultats empiriques.

Les régimes de change sont d'abord identifiés. Ensuite, le *pass-through* est estimé pour les pays de l'échantillon¹⁴. Les chocs réels et nominaux sont ensuite calculés. Enfin, les résultats des différentes estimations sont analysés.

¹⁴ Voir liste des pays de l'échantillon en annexe.

3.1 Identification des régimes de change

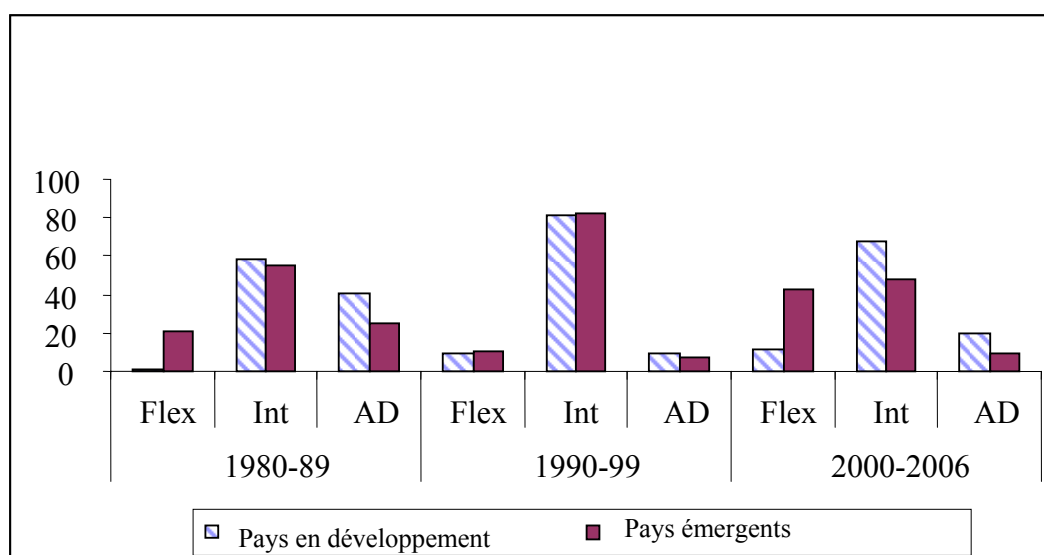
Pour identifier les régimes de change des pays de notre échantillon, deux types de classifications (*de jure* et *de facto*) ont été pris en considération.

La classification *de jure* pose le problème désormais largement reconnu de la non adéquation avec la réalité du comportement des autorités de plusieurs pays. Cependant, même si le pays peut renoncer au régime déclaré, l'annonce reflète en elle-même l'opinion des autorités concernant le régime de change le plus adéquat pour le pays. Elle peut également influencer les anticipations du marché sur le comportement du taux de change et la politique monétaire. Par ailleurs, la fréquence et la disponibilité des données pour un très grand nombre de pays sont les avantages des régimes *de jure*. De plus, plusieurs travaux empiriques utilisent cette classification, ce qui offre la possibilité de comparaison des résultats.

Parmi les classifications *de facto* qui existent¹⁵, nous avons choisi d'utiliser celle de Bubula et Ötcher-Robe (YBOR). Elle offre en effet la possibilité d'étudier l'évolution des régimes de change sur la période 1990 - 2005. Les caisses d'émission, la dollarisation et les unions monétaires forment un régime d'ancrage dur (AD). Le flottement indépendant est un régime de change flexible (Flex), tandis que tous les autres régimes sont considérés comme intermédiaires (Int).

Le graphique 1 montre l'évolution comparée des régimes de change entre les pays en développement et les pays émergents.

Graphique 1 Evolution comparée des différents régimes de change sur la période 1980 – 2005, en %



Source : calculs des auteurs à partir de la base de données du FMI et Bubula et Ötcher-Robe.

Les années 1990 ont été marquées par un fort pourcentage de régimes intermédiaire et ce, quelque soit le groupe de pays. Même si ces régimes intermédiaires continuent à être majoritaires dans les années

¹⁵ Bénassy-Quéré et Cœuré [2001] ; Levy-Yeyati et Sturzenegger [2001] ; Bubula et Ötcher-Robe [2002] ; Reinhart et Rogoff [2004].

2000, il apparaît que les pays en développement ont tendance à adopter davantage de régimes d'ancrage dur alors que les pays émergents ont opté pour plus de flexibilité. Les crises de changes, qui ont essentiellement frappé les régimes de change intermédiaires, semblent à l'origine de l'abandon de ce type de régimes.

3.2 Mesure de la réactivité des prix aux variations du taux de change

Pour l'estimation de la réactivité des prix aux variations du taux de change (*pass-through*), l'approche de Hausmann, Panizza et Stein [2001]¹⁶ a été adoptée. Les prix domestiques sont modélisés par l'équation suivante :

$$p = \alpha + \theta f, \quad (25)$$

Avec $p = \log P$ et $f = \log F$, où P l'indice des prix domestiques, α un paramètre (*mark up*), F l'indice des prix internationaux en monnaie domestique (obtenue par le produit de l'indice des prix internationaux et d'un taux de change nominal) et θ l'élasticité des prix étrangers ou coefficient de réactivité de long terme¹⁷.

Les estimations ECM pour certains pays donne lieu à des résultats non stables, ce qui nous a amené à utiliser différentes méthodes appropriées selon les caractéristiques des séries¹⁸. Ainsi, pour les séries stationnaires, nous avons utilisé la méthode des MCO tandis que pour les séries non stationnaires nous avons opté pour le modèle ECM. Quand les séries ne sont ni stationnaires ni cointégrées, il faut utiliser la méthode d'estimation de Box et Jenkins.

Dans le tableau 1 sont présentées les moyennes des coefficients de réactivité pour l'ensemble de l'échantillon et par groupe de pays¹⁹. Plus le coefficient du *pass through* est élevé, plus les prix domestiques sont sensibles aux variations du taux de change nominal. Si la moyenne de l'ensemble

¹⁶ La relation initiale étant $P = \alpha W^\gamma F^\theta$ où P représente l'indice des prix domestiques, W les salaires, F l'indice des prix internationaux en monnaie domestique (obtenue par le produit de l'indice des prix internationaux et d'un taux de change nominal), sachant que la variation la plus importante de F est imputable aux variations du taux de change, α est un paramètre (*mark up*), γ et θ sont respectivement les élasticités de long terme des salaires et des prix étrangers. On note l'omission des salaires dans la relation (11) ce qui risque de biaiser nos évaluations de la réactivité des prix aux variations du taux de change (*pass-through*). Cependant, le biais est susceptible d'affecter les coefficients de tous les pays dans la même direction. De plus, notre intérêt étant de classer les pays selon leur degré de réactivité plutôt que de connaître sa valeur réelle, l'omission des salaires ne devrait pas poser de graves problèmes. Il est évident que l'erreur de mesure peut-être différente d'un pays à l'autre. Cependant, si l'erreur est aléatoire, le seul biais qu'elle peut générer est un biais d'atténuation des résultats qui peut aller à l'encontre de notre hypothèse qu'un *pass-through* élevé nous amène à réduire la flexibilité du taux de change. De plus, si on prend en considération les salaires, θ ne pourra plus saisir l'effet total du taux de change sur les prix à travers leurs effets sur les salaires. En conséquence, l'équation (11) est la bonne spécification pour l'objectif recherché.

¹⁷ Les auteurs suivent la méthodologie de Brower et Ericsson [1995] pour l'Australie et celle de Garcès Diaz [1999] pour le Mexique.

¹⁸ Nous avons traité les problèmes d'intégration et de cointégration des séries en utilisant les tests de Dickey Fuller Augmenté. Les résultats montrent que si certaines séries sont stationnaires, ce n'est pas le cas pour la majorité d'entre elles. Nous avons ensuite testé l'existence d'une relation de cointégration entre tout couple de séries intégrées.

¹⁹ Pour plus de détail voir Haouaoui Khouni [2005].

des pays de l'échantillon est en légère baisse entre 1980 et 2007, la distinction pays en développement - pays émergents laisse apparaître une évolution très différente pour ces deux groupes de pays.

Tableau 1 Coefficients de réactivité des prix par période par groupe de pays

	1980-2007	1980-1989	1990-1999	2000-2007
Moyenne tous les pays	0,42	0,44	0,42	0,40
Pays émergents	0,31	0,26	0,39	0,28
Pays en développement	0,54	0,63	0,45	0,53
Asie	0,34	0,55	0,25	0,17
Amérique latine	0,43	0,35	0,49	0,44
Afrique	0,41	0,45	0,42	0,34
Moyen-Orient	0,61	0,47	0,49	0,96

Source : calculs des auteurs.

Durant les années 1990, les pays en développement ont enregistré une baisse de leur *pass-through* alors que l'on a observé une hausse pour les pays émergents. Durant les années 2000, les évolutions sont inverses. Nos résultats convergent avec d'autres études qui montrent elles aussi un recul du *pass-through* (Ho et McCauley [2003] et White [2008]). Le degré de *pass-through* des pays d'Amérique est globalement plus élevé que celui des pays d'Asie et d'Afrique. Le passé inflationniste de ces pays explique la sensibilité des prix aux variations du taux de change (Goldfajn et Werlang [2000]).

Dans l'objectif de vérifier si la sensibilité des prix aux mouvements du taux de change est un facteur explicatif dans le choix du régime de change pour les pays émergents et en développement, nous utiliserons l'indice de réactivité comme variable explicative²⁰.

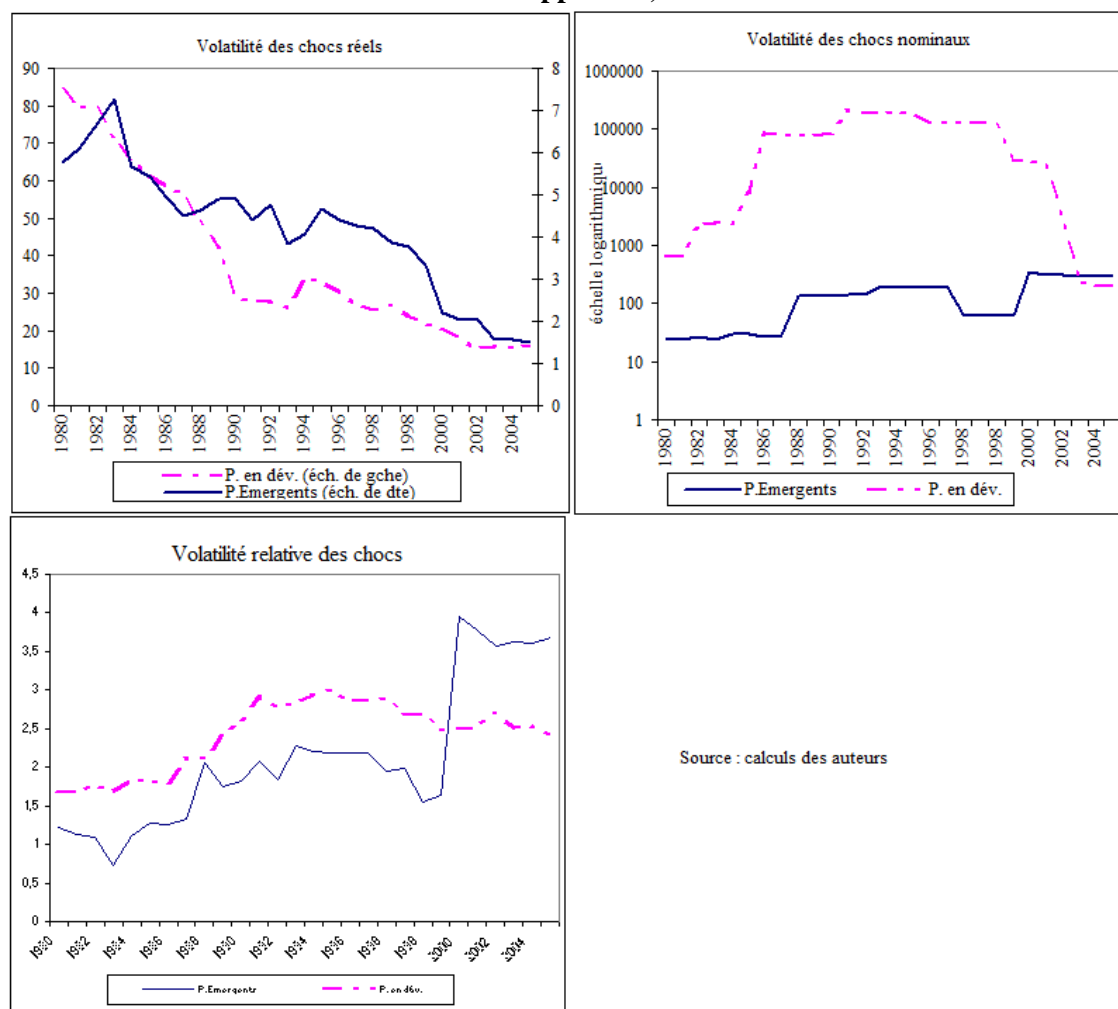
3.3 Importance relative des chocs

Les chocs réels et nominaux constituent un élément essentiel dans notre modèle théorique du choix de régime de change. Le graphique 2 présente l'évolution des chocs réels et nominaux dans chacun des groupes de pays, puis leur importance relative. Celle-ci répond à une double logique. D'une part, d'un point de vue économique, il importe de déterminer si les chocs réels tendent à prédominer ou non relativement aux chocs nominaux. D'autre part, d'un point de vue économétrique, la forte volatilité des chocs peut affecter les estimations économétriques. Le fait de prendre le rapport des chocs réduit l'effet négatif de cette volatilité élevée.

Les chocs réels, mesurés par la variance des chocs du PIB réel, sont plus importants dans les pays en développement que dans les pays émergents avec une nette tendance à la baisse chez les premiers.

²⁰Les résultats complets de l'estimation du *pass-through* par pays et sur les différentes périodes sont disponibles chez les auteurs à la demande.

Graphique 2 Volatilité comparée des chocs réels et nominaux dans les pays émergents et les pays en développement, 1980-2005



Source : calculs des auteurs

Les chocs nominaux, mesurés par la variance des chocs des taux de croissance de l'agrégat M2, montrent que les pays en développement sont confrontés à des chocs nominaux beaucoup plus élevés que ceux des pays émergents. Cette différence se creuse à la fin des années quatre vingt et au début des années quatre vingt dix alors qu'on note une inversion de tendance durant les années 2000 qui s'explique par les différentes politiques la maîtrise de l'inflation. Le rapport des chocs est marqué par l'empreinte des chocs nominaux. La prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement indique bien que la pure flexibilité n'est pas une bonne solution. De même, le fait que les chocs réels restent très importants comparativement aux pays émergents montre que la fixité pure peut se révéler coûteuse. Tout cela semble donc bien aller dans le sens des régimes intermédiaires particulièrement pour les pays en développement.

3.4 Les résultats de l'estimation²¹

La variable endogène discrète représente le régime de change, résumant la probabilité d'occurrence des trois régimes différents²². $P(Y_i=0|X_i)$ est défini comme la probabilité d'occurrence d'un régime de flottement pur sachant l'ensemble des variables explicatives X_i , $P(Y_i=1|X_i)$ la probabilité d'occurrence d'un régime intermédiaire et $P(Y_i=2|X_i)$ celle d'un régime d'ancrage dur. Dans le tableau 2 sont résumés les coefficients estimés du modèle ainsi que les z value correspondantes. Les coefficients estimés s'interprètent comme des écarts par rapport au régime flexible. Ce dernier est le régime de référence sur le plan statistique.

Tableau 2 Estimations sur la période 1980 - 2005

	<i>Tous les pays</i>		<i>Pays en développement</i>		<i>Pays émergents</i>	
	<i>Int</i>	<i>AD</i>	<i>Int</i>	<i>AD</i>	<i>Int</i>	<i>AD</i>
Pass-through	0,43 (1,58)	1,46*** (4,88)	0,90* (1,71)	1,08* (1,88)	0,19 (0,61)	1,62*** (4,54)
rapport des chocs	0,17*** (2,79)	0,07 (0,86)	-0,03 (-0,27)	-0,24** (-1,97)	0,19** (2,52)	0,34*** (2,87)
dette externe	-0,00149 (-0,72)	0,0021 (0,91)	-0,00316 (-1,32)	-0,00083 (-0,32)	0,00299 (0,62)	0,021*** (3,23)
dette domestique	0,00003 (0,01)	-0,01 (-1,64)	0,05*** (3,21)	0,029* (1,69)	0,0006 (-0,16)	-0,0004 (-0,07)
Inflation	-0,01 (-1,71)	-0,04*** (-4,36)	0,01 (-0,73)	-0,04** (-2,37)	-0,01 (-1,04)	-0,02 (-1,63)
Constant	2,20*** (6,71)	0,45 (1,07)	0,66 (-1,11)	-0,27 (-0,39)	1,79*** (-3,814)	-1,05 (-1,52)
Observations	938,00		473,00		465,00	
% de prédictions correctes	70,26		72,3		68,60	
Pseudo R ²	0,0526		0,0690		0,106	
chi2	83,46		51,46		85,66	
Log de vraisemblance	-751,9		-347,1		-362,2	
AIC	1527,82		718,2		748,34	
z statistics entre parenthèses : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Les estimations associées à l'ensemble de l'échantillon et pour chacun des groupes de pays individuellement sont tous significatifs (d'après le test de khi 2). Ils ont des pourcentages de prédictions correctes variant entre 68,6 % et 72,3 %. Les différentes valeurs prises par le pseudo R² de Mac Fadden suggèrent que la distinction pays en développement - pays émergents améliore la qualité du modèle. Cette conclusion est confirmée, entre autres, par les tests de significativité globale et les critères d'information d'Akaike (AIC).

La différenciation entre les trois périodes (années 80, années 90 et années 2000) mérite d'être soulignée. Ainsi, d'après le tableau A1 en annexe, une différence statistiquement significative entre

²¹ L'estimation du modèle Logit multinomial s'effectue à l'aide d'un logiciel STATA 9.1, en utilisant l'instruction *mlogit*.

²² Nous supposons que les régimes sont mutuellement exclusifs, c'est à dire que $\sum_{j=0}^2 P(Y_i = j) = 1, \forall i$.

elles apparaît²³. Plus particulièrement les comportements le long des années 90 et ceux des années 2000 sont différents. Ces conclusions seront encore plus évidentes lors de la comparaison des valeurs prédites et des valeurs réelles (tableau 4).

Le tableau 3 reprend les effets marginaux des différentes variables explicatives du modèle sur la probabilité d'occurrence des divers régimes de change. A chaque effet marginal est associé une *z value* correspondant permettant de valider la significativité statistique de ce dernier. Les effets marginaux renseignent sur l'importance des effets des différentes variables explicatives sur la probabilité d'occurrence des différents régimes. Elles rendent l'interprétation économique plus convenable et plus facile.

Effet du *pass-through*

Concernant l'effet du *pass-through*, les résultats de la régression pour l'ensemble des pays et sur toute la période (1980-2005) confirment la relation de réactivité des prix aux variations du taux de change déduite préalablement dans le modèle théorique. En présence d'une forte sensibilité des prix aux variations du taux de change, le pays opte pour un régime qui offre plus de stabilité (fixité) par rapport à la flexibilité totale. En effet, nous avons un coefficient de la réactivité des prix aux variations du taux de change positif et statistiquement significatif pour un régime d'ancrage.

En considérant l'effet marginal, on note que celui-ci est négatif pour le régime intermédiaire et positif et significatif sur le régime fixe. Cela signifie qu'en présence d'un effet *pass-through* élevé, la probabilité d'avoir un régime d'ancrage dur est forte alors qu'elle est faible pour toute autre forme de régime.

Nous retrouvons le même résultat lorsque nous procédons à la distinction pays émergents, pays en développement.

Effet de l'importance relative des chocs

Dans notre modèle empirique, nous nous démarquons de l'ensemble des travaux sur la question par la prise en compte des chocs nominaux et réels en termes relatifs et non en termes absolus. Ceci reflète bien le cas où les économies font face aux différents types de chocs de manière simultanée, mais c'est la volatilité du choc le plus important qui compte dans le choix du régime optimal.

Le graphique 2 a montré que la prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement suggère que la flexibilité pure n'est pas la bonne solution. De plus, le fait que dans ces pays les chocs réels continuent à être importants montre aussi que la rigidité totale n'est pas non plus optimale. Tout cela milite en faveur des régimes intermédiaires.

Ces résultats extrêmement importants sont corroborés par notre estimation sur la période 1980-2005, puisque le coefficient des chocs à l'économie est positif et significatif pour les régimes intermédiaires. Les effets marginaux sont négatifs pour les régimes extrêmes (ancrage dur et flexibilité totale) et positif et significatif pour les régimes intermédiaires.

²³ Voir les valeurs des pseudo-R², le pourcentage de prédictions correctes, la statistique du test du Rapport de vraisemblance et les AIC.

Tableau 3 Effets marginaux des différentes variables : 1980-2005

	<i>Tous les pays</i>			<i>Pays en développement</i>			<i>Pays émergents</i>		
<i>COEFFICIENT</i>	<i>Flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>Fixe</i>	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>
Pass-through	-0,0754** (-2,342)	-0,0651* (-1,825)	0,141*** (6,164)	-0,0600* (-1,802)	0,0199 (0,358)	0,0401 (0,823)	-0,0597 (-1,184)	-0,0664 (-1,277)	0,126*** (5,371)
rapport des chocs	-0,0184** (-2,561)	0,0278*** (2,950)	-0,00939 (-1,277)	0,00458 (0,694)	0,0284** (2,129)	-0,0330*** (-2,694)	-0,0340*** (-2,816)	0,0177 (1,328)	0,0163* (1,956)
dette externe	0,000105 (0,424)	-0,000531* (-1,770)	0,000426** (2,121)	0,000172 (1,142)	-0,000491 (-1,485)	0,000319 (1,093)	-0,000839 (-1,085)	-0,000753 (-0,909)	0,00159*** (3,598)
dette domestique	0,000161 (0,389)	0,000813 (1,473)	-0,000974** (-2,120)	-0,00304*** (-3,649)	0,00590*** (4,317)	-0,00287** (-2,441)	0,0000979 (0,154)	-0,000101 (-0,143)	0,00000268 (0,00623)
Inflation	0,00184*** (2,781)	0,00251** (2,325)	-0,00435*** (-4,201)	0,0000804 (0,0968)	0,00794*** (3,613)	-0,00802*** (-3,733)	0,00132 (1,285)	-0,000162 (-0,133)	-0,00116 (-1,319)
z statistics in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

L'estimation différenciée pays en développement – pays émergents (les quatre dernières colonnes du tableau 2) permet de retrouver les comportements différents suggérés par le graphique 2. En effet, nous avons noté que les pays émergents faisaient face à des chocs réels relativement plus faibles que les chocs nominaux. Le ratio élevé (chocs nominaux / chocs réels) expliquerait l'optimalité d'un régime de fixité. Les pays en développement continuent à avoir des chocs réels importants, et ce, en dépit d'un recul à la fin de la période, ce qui explique le rejet de la probabilité d'occurrence d'un régime de flexibilité totale.

Les estimations des années 2000 (Tableau A1 en annexe) sont particulièrement importantes dans la mesure où on peut y lire que le recul des chocs réels correspond bien à une probabilité d'occurrence positive et significative des régimes fixes et intermédiaires. La lecture des effets marginaux (Tableau A2 en annexe) montre que la probabilité d'occurrence des régimes intermédiaires est plus importante que les régimes d'ancrage dur.

De plus, on remarque que pour les années 90 la probabilité d'occurrence de la flexibilité totale est positive et statistiquement significative, alors que celle des régimes intermédiaires est négative et statistiquement significative.

Le biais discrétionnaire:

Pour estimer le biais discrétionnaire, nous avons utilisé plusieurs²⁴ *proxy* se rapportant à l'inflation car plus le biais discrétionnaire est important plus l'inflation l'est aussi. De plus, nous avons cherché à tenir compte de la situation de certains pays hyper-inflationnistes. Pour ce faire, nous avons adopté la démarche de Levy-yeyati, Sturzenegger et Reggio [2005] consistant à introduire une variable *dummy* (*high 200*).

Selon le résultat de l'estimation, l'inflation, quand elle n'est pas hyper élevée, est corrélée négativement à toute forme de régime qui requiert une quelconque intervention. Nous avons des coefficients de l'inflation normale négatifs et statistiquement significatifs pour les régimes intermédiaires et d'ancrage dur par rapport à la flexibilité totale. Le fait d'écarter le cas des hyperinflations permet de mieux cadrer le résultat. En effet, on peut dire que cette variable agit négativement sur la probabilité d'occurrence aussi bien d'un régime intermédiaire que d'un régime d'ancrage dur par rapport à la flexibilité totale. Il semble ainsi que l'inflation, quand elle n'est pas à des niveaux élevés, ne constitue pas une entrave dans le choix de la flexibilité.

Canal du crédit et effet bilan

L'élargissement du modèle théorique a permis de mettre en évidence l'effet bilan lié à la dette externe libellée en devises ainsi que l'effet lié au recours au crédit domestique.

L'importance de la dette externe n'apparaît qu'à partir du moment où on distingue les pays émergents des pays en développement. Les coefficients estimés de la dette externe sont positifs et statistiquement significatifs pour les pays émergents en ce qui concerne le régime d'ancrage dur, confirmant par là, les

²⁴ La variance de l'inflation et son logarithme, le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation et son logarithme.

propositions dégagées par le modèle théorique, à savoir que les pays ayant une dette généralement libellée en devise préfèrent une fixité de leur taux de change à un régime flexible. S'agissant des pays en développement, cette variable n'est pas statistiquement significative.

Le modèle théorique a montré que dans les économies où les producteurs comptent sur le système bancaire pour financer leur besoin en capital, une baisse dans la flexibilité du taux de change (γ^* élevée) offre plus de gain. Celui-ci est proportionnel à l'importance du besoin en capital. Ainsi, davantage de fixité offrirait plus de gains aux pays émergents qu'aux pays développés²⁵. Les coefficients estimés de cette variable agissent positivement sur la probabilité d'occurrence des régimes intermédiaires dans les pays en développement mais sont non significatifs pour les pays émergents.

Avant de conclure, nous avons cherché à mettre en évidence la qualité de la spécification choisie. Le tableau 4 est un résumé des prédictions du modèle (\hat{y}) par rapport aux régimes officiels (Y) différenciées par périodes et par groupes de pays.

Tableau 4 Les prédictions des probabilités d'occurrence et valeurs moyennes des fréquences (en %) de chaque régime de change (par période et par type de pays)

		Régime	Flex	Int	AD
1990-1999	Tous les pays	Y	9,77	80,93	9,3
		\hat{y}	10,48	81,72	7,8
	Pays en développement	Y	9,50	80,5	10,0
		\hat{y}	10,73	80,66	8,61
		\hat{y}_{diff}	10,05	79,9	10,1
	Pays émergents	Y	10,0	81,3	8,7
		\hat{y}	10,22	82,82	6,96
		\hat{y}_{diff}	10,9	83,6	5,5
2000-2005	Tous les pays	Y	28,17	57,39	14,44
		\hat{y}	28,25	60,54	11,21
	Pays en développement	Y	12,78	71,43	15,79
		\hat{y}	24,45	62,69	12,86
		\hat{y}_{diff}	14,68	73,39	11,9
	Pays émergents	Y	41,72	45,03	13,25
		\hat{y}	31,89	58,48	9,64
		\hat{y}_{diff}	41,23	48,25	10,53

Source : FMI, Bubula A. et I. Ötker-Robe et prédictions du modèle.

²⁵ Rappelons que la réduction de la flexibilité augmente le bien-être en raison de l'effet favorable du taux d'intérêt sur la production.

Une première lecture globale des résultats laisse croire qu'il y a une dominance vers les solutions en coins, alors que lorsque nous procédons à une différenciation des régimes prédits par le modèle selon la répartition pays en développement - pays émergents, nous notons un passage clair des pays émergents vers la flexibilité (10,2 % vers 31,9 %) tandis que les pays en développement optent principalement pour les ancrages durs (7,0 % vers 12,9 %). Cet écart est encore plus important si nous considérons les estimations spécifiques par période et par groupe de pays. Entre les années 1990 et les années 2000, la proportion des pays émergents optant pour la flexibilité passe de 10,9 % à 41,23 %, des prédictions plus conformes avec les Y observés reportées par le FMI.

4. CONCLUSION

Ce travail a cherché à montrer l'existence d'un régime de change optimal en dehors des solutions de coins en prenant en compte l'utilisation du taux de change comme instrument d'ajustement, le rôle de la réactivité des prix aux variations du taux de change et l'importance du canal financier. Pour ce faire, le modèle de Aizenman et Hausmann [2001] a été étendu en introduisant la question du *pass-through*, et en écrivant une fonction de production qui permet de montrer que pour les pays émergents et en développement caractérisés par des marchés financiers imparfaits et des inégalités d'accès aux marchés internationaux, un régime de change stable offre un gain supplémentaire par l'augmentation de la production. En outre, les résultats théoriques ont été argumentés en nous appuyant sur des applications relatives à des pays émergents et en développement *via* un modèle économétrique adéquat.

Les résultats théoriques ont été largement consolidés par des estimations de *logit* sur un échantillon de 43 pays émergents et en développement. Les estimations obtenues montrent qu'en présence d'une forte sensibilité des prix aux variations du taux de change, le pays opte pour plus de stabilité, que la prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement indique bien que la pure flexibilité n'est pas une bonne solution. De même, le fait que les chocs réels restent très importants montre que la fixité pure peut se révéler coûteuse. Concernant les pays souffrant d'un effet bilan et pour lesquels le système bancaire compte pour le financement de l'investissement, les régimes intermédiaires semblent être une solution optimale. Finalement quant à l'influence du biais discrétionnaire, nous avons remarqué que cette variable montre clairement qu'en dehors des niveaux très élevés d'inflation (>200), la probabilité d'occurrence d'un régime de flexibilité est positive alors qu'elle est négative pour les régimes intermédiaires et les ancrages durs.

5. REFERENCES

- AIZENMAN J & FRENKEL J. [1985], « Optimal Wage Indexation, Foreign Exchange Intervention, and Monetary Policy » *The American Economic Review*, 75 (3), p.402-423.
- AIZENMAN J & HAUSMANN R. [2001] « Exchange Rate Regimes and Financial-Market Imperfections », *UCSC Dept. of Economics Working Paper*, n°493.
- ALLEGRET J.P. [2005], *Les régimes de change dans les marchés émergents*, Vuibert, Paris.
- ALLEGRET J.P., AYADI M. & HAOUAOUI L. [2007], « Volatilité des chocs et degré de flexibilité du taux de change », *Panoeconomicus*, 54 (3), p.271-301.
- BALL L. [1998], « Policy rules for open economies », *NBER Working Paper Series*, n°6760, octobre.
- BENASSY-QUERE A. & COEURE B. [2000], « L'avenir des « petites » monnaies, solutions régionales contre solutions en coin », *Revue d'Economie Politique*, 110 (3), p.345-376.
- BÉNASSY-QUÉRÉ. A. & COEURÉ B. [2002] « The survival of intermediate exchange rate regimes » *CEPII Working Paper*, n°2002-07.
- BERGER H., STURM J. & de HAAN J [2000] « An empirical investigation into exchange rate regime choice and exchange rate volatility » *CESifo Working Paper*, n°263, mars.
- BUBULA A. & ÖTKER-ROBE I. [2002], « The evolution of exchange rate regimes since 1990 : evidence from *de facto* policies », *IMF Working Paper*, WP/02/155, septembre.
- CALVO G. & REINHART C.M. [2001], « Fixing for your life », in S. COLLINS & D. RODRIK [eds], *Brookings Trade Forum 2000*, Brookings Institution, Washington DC, p.1-39.
- CALVO G. & REINHART C.M. [2002], « Fear of floating », *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), p.379-408.
- CARTAPANIS A. & DROPSY V. [2005], « Financial vulnerability and exchange rate regimes in Latin American and Asian emerging countries : towards new criteria », in P. ARTUS, A. CARTAPANIS A. & LEGROS F. [eds], *Regional currency areas in financial globalization*, Edward Elgar, Cheltenham, RU, p.121-145.
- DE BROUWER G. & ERICSSON N. [1995], « Modeling Inflation in Australia » Reserve Bank of Australia *Research Discussion Paper 9510*. Sydney, Australia: Reserve Bank of Australia.
- EICHENGREEN B. & HAUSMANN R. [1999], « Exchange rates and financial fragility », in *New challenges for monetary policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, p.329-368.
- FRANKEL J.A. [1999], « No single currency regime is right for all countries or at all times », *Essays in International Finance*, International Finance Section, Université de Princeton, n°215, août.
- FRANKEL J.A. [2004], « Experience of and lessons from exchange rate regimes en emerging economies », in Asian Development Bank [ed], *Monetary and financial integration in East Asia : the way ahead*, Palgrave Macmillan Press, New York, 2, p.91-138.
- FRENKEL J.A. & AIZENMAN J. [1982], « Aspects of the optimal management of exchange rates », *Journal of International Economics*, 13 (3-4), p.231-256.
- GARCÉS DIAZ D. [1999], « Determinación del Nivel de Precios y la Dinámica Inflacionaria en México » Banco de México, *Documento de Investigación Económica. México*, D.F., México: Banco de México.
- GOLDFAJN I. & WERLANG S. [2000], « The pass-through from depreciation to inflation : a panel study », *Department of economics, PUC-RIO, Working Paper* n°423.
- GONZALEZ J. A. [2000], « Exchange rate pass-through and partial dollarisation : is there a link ? », *Stanford University Working paper*, n°81.
- HAOUAOUI KHOUNI L. [2005] *Les déterminants du choix d'un régime de change dans les pays émergents*, Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques, Université Lumière Lyon 2.
- HAUSMANN R., PAGES-SERRA C. & STEIN E. (1999), « Financial Turmoil and the Choice of Exchange Rate Regime », *Inter-American Development Bank, Working Paper* n°400,
- HAUSMANN R., PANIZZA U. & STEIN E. [2001], « Why do countries float the way they float ? », *Journal of Development Economics*, 66 (2), p.387-414.
- HAUSMANN R. & PANIZZA U. [2003], « On the determinants of "original sin": an empirical investigation » *Journal of International Money and Finance*, 22 (7), p.957-990.
- HO C. & MCCAULEY R [2003] « Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies » *BIS Working Paper*, n°130, février.

- JUHN G. & MAURO P. [2002], « Long-run determinants of exchange rate regime : a simple sensitivity analysis », *IMF Working Paper*, WP/02/104, juin.
- KLEIN M. & MARION N. [1997], « Explaining the duration of exchange rate pegs », *Journal of Development Economics*, 54 (2), p.387-404.
- LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. & REGGIO I. [2006], « On the endogeneity of exchange rate regimes », *Universidad Torcuato Di Tella, CIF Working Paper*, n°11-02, novembre.
- LEVY-YEYATI E.L. & STURZENEGGER F. [2005], « Classifying exchange rate regimes : deeds vs words », *European Economic Review*, 49 (6), p.1603-1635.
- MASSON P. [2001], « Exchange rate regime transition », *Journal of Development Economics*, 64 (2), p.571-586.
- MIHALJEK D. & KLAU M. [2001] « A note on the pass through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies » *BIS Papers*, n°8, p.69- 81.
- REINHART C.M. & ROGOFF K.S. [2004], « The modern history of exchange rate arrangements : a reinterpretation », *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), p.1-48.
- ROGOFF K.S., HUSAIN A.M., MODY A., BROOKS R. & OOMES N. [2003], « Evolution and performance of exchange rate regimes », *IMF Working Paper*, WP/03/243, décembre.
- SUMMERS L. [2000], « International financial crises: causes, prevention, and cures », *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 90 (2), p.1-13.
- VON HAGEN J. & ZHOU J. [2004], « The choice of exchange rate regimes in developing countries: a multinomial panel analysis », *Z.E.I. Working Paper*, B32.
- WHITE W. [2008] « Globalisation and the determinants of domestic inflation » *BIS Working Papers*, n°250, mars.

ANNEXES

I- Liste des pays de l'échantillon

Notre échantillon comprend 23 pays émergents* et 20 pays en développement

Afrique du Sud=base1	El Salvador=base12	Iran=base23	Panama=base34
Bolivie =base2	Equateur =base13	Israël=base24	Pérou=base35
Botswana=base3	Fiji=base14	Jamaïque=base25	Philippines=base36
Brésil =base4	Ghana=base15	Jordanie=base26	RepDominic=base37
Burundi=base5	Guatemala=base16	Kenya=base27	Thaïlande=base38
Cameroun=base6	Guinée-Bissau=base17	Koweït=base28	Trinité&Tobago=base39
Chili =base7	Haïti=base18	Madagascar=base29	Tunisie=base40
Colombie=base8	Honduras=base19	Malaisie=base30	Turquie=base41
Corée= base9	Hong-Kong=base20	Malawi=base31	Uruguay=base42
Costa Rica=base10	Inde=base21	Mexique=base32	Venezuela=base43
Egypte=base11	Indonésie=base22	Pakistan=base33	

(*)Les pays couverts par l'Institut de Finance Internationale et *Morgan Stanley*

II- Construction des variables pour le programme STATA et sources :

II-1 Variables exogènes

- PTH représente la réactivité des prix domestiques aux variations du taux de change nominal. Il s'agit d'un taux de change bilatéral vis-à-vis du dollar des Etats-Unis. Nous avons estimé cette variable sur la base de données mensuelles du FMI.
- Les chocs réels sont calculés par la variance des taux de croissance des PIB réels
- Les chocs nominaux sont calculés sur la base de la variance de la croissance de la masse monétaire M_2
- Lrap est le log du rapport des chocs nominaux aux chocs réels
- INF est l'inflation domestique mesurée par la variation relative de l'indice des prix à la consommation (IPC) (Différence première en pourcentage).
- La variable Infhyper permet de distinguer les pays hyper inflationnistes des autres. Pour ce faire nous avons adopté la démarche de Levy-yeyati, Sturzenegger et Reggio [2006] par l'introduction d'une dummy (*high 200*)
- Infnormal est l'inflation inférieure à 200.
- DOMDET le crédit domestique au secteur privé en % du PIB données de la Banque Mondiale
- DETPIB, le ratio de la dette externe au PIB, calculé à partir de données de la Banque Mondiale.

II-2 Variables endogènes Y

1980- 1989 : Fonds Monétaire International

1990-2005 : Base de données de Bubula et Ötoker-Robe.

Tableau A1 Estimations différenciées par période

<i>COEFFICIENT</i>	<i>1980-2005</i>		<i>années 2000</i>		<i>années 90</i>		<i>années 80</i>	
	<i>Intermédiaire</i>	<i>Fixe</i>	<i>Intermédiaire</i>	<i>Fixe</i>	<i>Intermédiaire</i>	<i>Fixe</i>	<i>Intermédiaire</i>	<i>Fixe</i>
Pass-through	0,432 (1,587)	1,461*** (4,878)	0,00150 (0,00352)	2,559*** (4,195)	0,624 (1,328)	-1,456* (-1,772)	0,628 (0,693)	3,004*** (3,165)
Rapport des chocs	0,168*** (2,794)	0,0657 (0,864)	0,374*** (3,988)	0,875*** (3,559)	-0,331*** (-2,709)	-0,148 (-0,694)	0,332** (2,433)	0,290* (1,893)
Dette externe	-0,00149 (-0,718)	0,00210 (0,908)	-0,00285 (-0,743)	0,0167*** (3,050)	0,00342 (0,933)	0,0227*** (3,492)	-0,00250 (-0,550)	-0,0152** (-2,468)
Dette domestique	0,0000339 (0,00999)	-0,00761 (-1,638)	-0,00200 (-0,385)	-0,0234* (-1,665)	0,00189 (0,329)	-0,00850 (-0,985)	-0,00718 (-0,718)	0,00393 (0,360)
Inflation	-0,00921* (-1,706)	-0,0417*** (-4,358)	-0,0284 (-1,414)	-0,137*** (-2,663)	-0,00823 (-0,847)	-0,236*** (-4,698)	-0,0288*** (-3,314)	-0,0369*** (-3,192)
Constant	2,204*** (6,711)	0,447 (1,070)	2,502*** (4,602)	0,306 (0,308)	0,783 (1,436)	0,753 (0,773)	3,923*** (4,638)	2,764*** (2,968)
Observations	938		223		372		343	
% prédictions correctes	70,26		70,40		82,26		67,35	
Pseudo R ²	0,0526		0,249		0,160		0,127	
chi2	83,46		100,6		71,36		79,94	
Log de vraisemblance	-751,9		-151,8		-187,6		-274,8	
AIC	1521,82		327,6		399,3		573,6	
Stat test LR					275,4			
z statistics in parentheses *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1								

Tableau : A2 : Effets marginaux différenciés par périodes

<i>COEFFICIENT</i>	<i>1980-2005</i>			<i>années 2000</i>			<i>années 1990</i>			<i>années 1980</i>		
	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>	<i>flexible</i>	<i>intermédiaire</i>	<i>fixe</i>
Pass-through	-0,0754** (-2,342)	-0,0651* (-1,825)	0,141*** (6,164)	-0,0195 (-0,226)	-0,0454 (-0,516)	0,0649** (2,289)	-0,0530 (-1,286)	0,0798* (1,852)	-0,0268* (-1,880)	-0,106* (-1,774)	-0,408*** (-3,987)	0,515*** (5,198)
Rapport des chocs	-0,0184** (-2,561)	0,0278*** (2,950)	-0,00939 (-1,277)	-0,0805*** (-4,305)	0,0649*** (3,401)	0,0155** (2,354)	0,0293*** (2,869)	-0,0313*** (-2,974)	0,00199 (0,769)	-0,0241** (-2,394)	0,0246 (1,115)	-0,000463 (-0,0215)
Dette externe	0,000105 (0,424)	-0,000531* (-1,770)	0,000426** (2,121)	0,000437 (0,561)	-0,000911 (-1,130)	0,000474** (2,155)	-0,000331 (-1,028)	0,0000704 (0,203)	0,000261* (1,851)	0,000504 (1,443)	0,00223** (2,424)	0,00273*** (-2,811)
Dette domestique	0,000161 (0,389)	0,000813 (1,473)	-0,000974** (-2,120)	0,000572 (0,540)	-0,0000129 (-0,0119)	-0,000559 (-1,497)	-0,000155 (-0,302)	0,000291 (0,558)	-0,000136 (-1,294)	0,000268 (0,360)	-0,00242* (-1,676)	0,00215 (1,542)
inflation	0,00184*** (2,781)	0,00251** (2,325)	-0,00435*** (-4,201)	0,00664* (1,647)	-0,00367 (-0,885)	-0,00297** (-1,979)	0,00104 (1,200)	0,00200 (1,525)	0,00303*** (-2,780)	0,00238*** (3,511)	0,0000178 (0,00910)	-0,00240 (-1,196)

z statistics in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1